

人口予測の不確実性と年金財政：モンテカルロシミュレーションを用いた人口予測の信頼区間算出と年金財政収支への影響*

鈴木 亘**

(大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授)

湯田 道生***

(一橋大学大学院経済学研究科修士課程)

川崎 一泰****

(東海大学政治経済学部専任講師)

1. はじめに

現在、公的年金に対する国民の不信感・不安感がかつて無いほどに高まっているといわれるが、その理由は、巨額の世代間不公平が生じていることと、改正の度に行われる負担増・給付減の終点がみえないことの二点に尽きると言えるだろう。特に の理由については、前回(平成11年)改正時に約二割にも上る実質給付額カットが行われたことが記憶に鮮明であるが、国立社会保障・人口問題研究新人口予測(平成14年推計)の公表に伴って昨年5月に発表された厚生労働省試算では、最終保険料率は早くも前回

*本稿は(財)年金総合研究センターの年金制度研究会において発表された内容を元に、大幅な加筆と改定を行ったものである。研究会において対論の相手となって頂いた国立社会保障・人口問題研究所の高橋重郷部長に大変感謝するものである。また、厚生労働省の西村淳企画官、(財)年金総合研究センターの三石博之研究部長、国立社会保障・人口問題研究所大石亜希子部長、日本経済研究センター八代尚宏理事長、東京学芸大学小塩隆士助教授、大阪大学大学院国際公共政策研究科山内直人教授からは有益なコメントをいただいた。感謝申し上げたい。

**1970年生まれ。1994年上智大学経済学部卒。大阪大学大学院博士課程単位取得。日本銀行、大阪大学社会経済研究所助手、(社)日本経済研究センター研究員を経て、2002年より現職。2001年大阪大学博士(経済学)取得。主な論文に、「国民年金未加入者の経済分析」、共著、平成13年3月、『日本経済研究』(社・日本経済研究センター)42号、「厚生年金の給付水準は過剰か?～年金相殺モデルを用いた検証」、単著、平成13年9月、『季刊社会保障研究』(国立社会保障・人口問題研究所)37巻2号などがある。連絡先:〒560-0043 大阪府豊中市待兼山町1-31 大阪大学国際公共政策研究科 suzuki@osipp.osaka-u.ac.jp。

***1978年生まれ。2002年横浜国立大学経済学部卒。現在、一橋大学大学院経済学研究科修士課程。

****1969年生まれ。1993年法政大学経済学部卒。同大学院社会科学研究所博士課程単位取得。財団法人社会開発総合研究所、川崎市総合企画局、(社)日本経済研究センター研究員を経て、2001年より現職。主な論文に「年金財政の持続可能性と世代間公平性」、単著、平成15年7月、『公共選択の研究』(現代経済研究センター)40号、「人口構成の変化が住宅市場に与える影響」、単著、平成11年9月、『計画行政』(日本計画行政学会)22巻3号など。

改正時の1.5割増になるということである(表1の中位推計)。これは純粹に人口予測変更による効果なので、現状の経済低迷等の影響を考慮すると、さらに大きな保険料増・給付減が必至の見込みである。まさに「底なし」の不安感が国民の間に醸成されても仕方があるまい。

表1 新人口推計の厚生年金・国民年金への財政影響について(厚生労働省発表資料)

	平成11年財政 再計算ベース	高位推計	中位推計	低位推計
厚生年金保険料率	21.6%(100)	22.8%(106)	24.8%(115)	27.5%(127)
国民年金保険料	25,200円(100)	27,100円(108)	29,600円(117)	33,000円(131)

注1: ()内は平成11年財政再計算ベースを100とした指数である。

注2: 現在の保険料(率)は、厚生年金13.58%(総報酬ベース)、国民年金13,300円である。

財政再計算のたびに、前回の再計算の修正が繰り返されるもっとも大きな要因は国立社会保障・人口問題研究所が行っている人口予測が、毎回大きく外れ続けていることにある。したがって、近年は人口学者だけではなく、社会保障を専門とする経済学者の間からも、国立社会保障・人口問題研究所の予測手法に対する批判が高まっており、これに代わる独自の人口推計も発表されているところである(小椋・糊沢1994, 日大人口研2002)。

経済学者による主な批判点は、自然な予測であれば高低両方向に外れるはずであるのに、必ず一方向(少子化を過小に見積もる方向)に外れているという不自然さにあり(八代1999, 八代他1997), その解決手法として、経済要因を人口予測に織り込むべきことを提案している(小椋・ディークル1992, 八代他1997)。しかしながら、経済的要因を織り込むことでかえって人口予測の不確実性が高まるという人口学者からの反批判もあり、今回の新人口推定においても経済的要因は明示的には織り込まれることは無かった(国立社会保障・人口問題研究所・社会保障審議会人口部会2002)。

そこで本稿は、経済的な要因を織り込むことでどの程度人口予測が不確実になるのかを確かめることにする。具体的には、モンテカルロシミュレーションと呼ばれる手法を用いて、人口予測の信頼区間を算出する。さらに、人口予測を、八田・小口(1999)が作成した大阪大学・専修大学年金財政モデル(OSUモデル)を改定した「日本経済研究センター年金財政シミュレーションモデル」¹⁾と組み合わせ、人口予測の不確実性が厚生年金の最終保険料率に与える影響についても試算を行う。

以下、本稿の構成は以下の通りである。2節では、小椋・ディークル(1992)に基づき、経済的要因を織り込んだ出生率関数を推定する。3節では、国立社会保障・人口問題研究所の人口予測モデルを可能な限り再現したモデルを構築し、人口予測モデルの不確実性を評価する。4節では、人口予測の不確実性が年金財政に与える影響を試算する。5節は結語であり、年金財政再計算に用いるべき人口予測のあり方について若干の考察を行う。

1) このモデルは、オリジナルのOSUモデルが対応していなかった平成11年の年金財政再計算を織り込んで作成したモデルである。国立社会保障・人口問題研究所の新人口推計を受けて、昨年5月に新人口推計にも対応させている。詳細は川崎(2002)を参照。

2. 経済要因を織り込んだ出生率関数の推定

小椋・ディークル(1992)は、都道府県別・年齢階層別のデータを用いて、わが国で初めての経済的な要因を明示的に織り込んだ女性の年齢階層別出生率関数を推定した。本節では、小椋・ディークル(1992)による枠組みをそのまま使い、データのみ最新年度までの更新をした推定を行う。

(1) データと諸変数

データとその出所は以下の通りである。

- ・ 都道府県別・性別・年齢別(5歳階級)出生数...人口動態統計
- ・ 都道府県別・性別・年齢別(5歳階級)人口数...国勢調査
- ・ 都道府県別・年齢別(5歳階級)配偶関係...国勢調査
- ・ 都道府県別・性別・年齢別(5歳階級)賃金データ...賃金センサス
- ・ 都道府県別・性別・年齢別(5歳階級)最終学歴の人数...賃金センサス
- ・ 都道府県別・性別・年齢別(5歳階級)在学者数...賃金センサス
- ・ 都道府県別住宅地価格・可住地面積...東洋経済
- ・ 都道府県庁所在市別民間家賃額・数量...家計調査年報

ただし、いずれも国勢調査が行われた平成12・7・2年、および昭和60年のデータである。これらを用いて、以下の各変数を定義する。

出生率関数...各年齢階層の女性出生率を同年齢階層の女性総数で除したものをを用いた。

PSPOU...各県で、5年前の国勢調査で「配偶者がいる」と答えた5歳下の年齢階層の女性割合を用いた。

NSPOU...過去5年間に新たに有配偶者となった、各年齢階層の女性割合を用いた。

MFS...1回前の国勢調査の5歳下の年齢階層における、各都道府県別・年齢階層別の独身男性数を独身女性数で除したものをを用いた。

女性賃金...各都道府県の10人から99人までの小規模企業で労働している女性について、年齢階層別の賃金を労働時間で除したものをを用いた。

賃金格差...各都道府県別に、男性労働者の平均給与額を女性労働者の平均給与額で除したものをを用いた。

地価...各都道府県別に、可住地面積を宅地価格で除したものをを用いた。

家賃...消費者物価指数の定義に従って、各都道府県庁所在市別に(民間家賃消費額)×(数量)×(世帯数)の合計値を、(数量)×(世帯数)の合計数で除したものを平均価格として求めた。次に、これらから求められる平均CPIを、さらに100で基準化したものをを用いた。

女性学歴...女性の各年齢階層について、短大卒以上の学歴を持つ人数に在学中の人数を加えて、これを年齢階層の人口数で除したものをを用いた。

男性学歴...男性の各年齢階層について、短大卒以上の学歴を持つ人数に在学中の人数を加えて、これを年齢階層の人口数で除したものをを用いた。

このうち、地価、家賃、女性学歴、男性学歴、賃金格差といった変数は、出生の機会費用をあらわす変数であり、経済的な要因の代理変数である。記述統計は、表2に示す通りである。

表2 平均値

変数名	19歳以下	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
出生率関数	0.00057194	-0.00738003	-0.02676018	0.00192681	0.00386703	0.00049821	-0.00000138
PSPOU	0.0000000	0.0143960	0.1621200	0.6012500	0.8260100	0.8754000	0.8825000
NSPOU	0.0073458	0.1238700	0.3626800	0.1756000	0.0224480	-0.0141350	-0.0288640
MFS	0.0033841	0.0006009	-0.2629800	-0.4493200	-0.0812750	0.3216300	0.5285300
女性賃金	0.1123600	0.1240500	0.1314600	0.1516600	0.1560200	0.1567900	0.1538800
賃金格差	-0.0125100	-0.0243750	-0.0364650	-0.0628580	-0.1759700	-0.1265400	-0.1113300
地価	3.6211600	3.6211600	3.6211600	3.6211600	3.6211600	3.6211600	3.6211600
家賃	0.0000000439	0.0000000439	0.0000000439	0.0000000439	0.0000000439	0.0000000439	0.0000000439
男性学歴	-0.0662450	0.0345870	0.0828850	0.0862740	0.0766000	0.0642410	0.0452010
女性学歴	-0.0363200	0.0771480	0.0603150	0.0328820	0.0203440	0.0165550	0.0114220

(2) 推定結果

都道府県別、年次別のパネルデータであるため、各年のものから5年前の値を差し引いて得られた差分を用いて、最小二乗法(OLS)を用いて推定する。差分をとることにより、各都道府県に特有する要因(fixed effect)やこれらの変数では捕らえきれない重要な要因(omitted variables, unobservable variables)の影響を考慮した一致推定量が得られる。推定結果は表3、表4の通りである。表3は全ての地域のデータをプールして最小二乗法(OLS)を行ったものであり、表4は差分を用いたデータに対してさらに都道府県効果を折りこんだパネル推定(Fixed Effect Model)を行っている²⁾。

さて、経済的要因については、出産の機会費用の代理変数である女性賃金や家賃、地価などをみると、女性賃金については表3-1、表4-6、家賃について表3-4、3-5、3-7、4-7、地価については表3-1、4-1などで理論通りの符号で有意な係数が得られているが、全体的に言ってBecker流の経済変数が有意ではない。むしろ、賃金格差(表3-2、表4-2)や女性学歴(表3-2、表3-3、表3-4、表3-5、表3-6、表3-7、表4-2、表4-4、表4-5、表4-6、表4-7)のように、理論とは逆の符号で有意となっている係数もある³⁾。

しかしながら、ここでは経済理論を仮説検定することが目的ではなく、経済変数を用いて出生率を予測することが目的であるから、得られた推定結果をそのまま用いることにする。予測力という意味では、表3の差分を採ったOLSの推定の方が優れているため、以下の分析では表3の結果を用いる。

2) これは、さらに変化幅についても都道府県固有の効果があると見込むことになる。

3) 経済理論の予測力が低いことをもって、経済的要因が重要ではないという主張もあるが(国立社会保障・人口問題研究所・社会保障審議会人口部会(2002)), 本来、不完全な集計データによる推定では明確な結論は下せない。精密な分析を可能にする個票データの整備こそが早急に求められるべき課題である。

表3 - 1 出生率関数の推定 (19歳以下)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	0	0	1.00
NSPOU	1.24872	0.317034	.000
MFS	0.00829695	0.036187	.819
女性賃金	-0.017159	0.009133	.062
賃金格差	-0.003338	0.008439	.693
地価	-7.403E-06	8.84E-06	.404
家賃	4.4449E-06	2.13E-05	.835
男性学歴	-0.018505	0.01002	.067
女性学歴	0.00787872	0.011658	.500
定数項	-5.37E-03	2.85E-03	.062

Number of observations: 141

Adjusted R-squared = .159494

表3 - 2 出生率関数の推定 (20 - 24歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	-0.214493	0.21231	.314
NSPOU	-0.21723	0.20287	.286
MFS	0.215989	0.088023	.015
女性賃金	0.048099	0.069166	.488
賃金格差	-0.190518	0.1155	.101
地価	2.8987E-05	6.96E-05	.678
家賃	3.1871E-05	0.000164	.847
男性学歴	0.032696	0.049162	.507
女性学歴	0.33018	0.074165	.000
定数項	-0.044354	0.032571	.176

Number of observations: 141

Adjusted R-squared = .321995

表3 - 3 出生率関数の推定 (25 - 29歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	-0.093764	0.406115	.818
NSPOU	0.028497	0.396659	.943
MFS	0.013093	0.08334	.875
女性賃金	-0.036251	0.170433	.832
賃金格差	-0.140786	0.335854	.676
地価	-0.0002534	0.000258	.328
家賃	-0.0005612	0.000601	.352
男性学歴	-12.9693	4.85081	.008
女性学歴	17.3138	6.30521	.007
定数項	-0.094268	0.207717	.651

Number of observations: 141

Adjusted R-squared = .061192

表3 - 4 出生率関数の推定 (30 - 34歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	0.55235	0.546154	.314
NSPOU	-0.179859	0.981938	.855
MFS	-0.113783	0.119944	.345
女性賃金	-0.0029239	0.135413	.983
賃金格差	-0.087049	0.117124	.459
地価	0.00016218	0.000339	.633
家賃	-0.0013981	0.000793	.080
男性学歴	-23.1597	4.45711	.000
女性学歴	58.5026	11.0582	.000
定数項	-0.273255	0.464488	.557

Number of observations: 141

Adjusted R-squared = .155425

表3 - 5 出生率関数の推定 (35 - 39歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	0.45381	0.231149	.052
NSPOU	0.504273	0.430331	.243
MFS	-0.05382	0.019676	.007
女性賃金	0.030314	0.036903	.413
賃金格差	-0.00038	0.007809	.961
地価	2.87E-05	0.000113	.800
家賃	-0.00049	0.000271	.072
男性学歴	-12.8152	1.95922	.000
女性学歴	45.8672	6.88627	.000
定数項	-0.3276	0.199743	.103

Number of observations: 141

Adjusted R-squared = .246644

表3 - 6 出生率関数の推定 (40 - 44歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	0.085259	0.044778	.059
NSPOU	0.162817	0.090846	.075
MFS	-0.00133	0.004636	.775
女性賃金	-0.0052	0.005427	.340
賃金格差	0.004611	0.010053	.647
地価	-5.7E-06	1.77E-05	.748
家賃	-6.5E-06	4.27E-05	.879
男性学歴	-4.09876	0.51428	.000
女性学歴	15.1625	1.86894	.000
定数項	-0.0557	0.038922	.155

Number of observations: 141

Adjusted R-squared = .322931

表3 - 7 出生率関数の推定 (45 - 49歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	0.003605	0.002495	.151
NSPOU	0.007614	0.006221	.223
MFS	9.77E-05	0.000258	.706
女性賃金	0.000415	0.00029	.155
賃金格差	0.000616	0.000609	.314
地価	-1E-06	1.01E-06	.323
家賃	-3.8E-06	2.37E-06	.112
男性学歴	-0.08322	0.021321	.000
女性学歴	0.315636	0.079379	.000
定数項	-0.00286	0.002136	.184

Number of observations: 141

Adjusted R-squared = .104018

表4 - 1 出生率関数の推定 (19歳以下)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	0	0	1.00
NSPOU	4.04104	0.611891	.000
MFS	3.42E-03	0.040143	.932
女性賃金	2.49E-03	0.01012	.806
賃金格差	3.85E-03	8.65E-03	.658
地価	-1.49E-05	8.67E-06	.089
家賃	8.01E-06	2.37E-05	.736
男性学歴	-9.62E-03	0.011833	.419
女性学歴	-1.12E-03	0.014168	.937

Balanced data:NI=47, T= 3, NOB=141
Adjusted R-squared = .238160

表4 - 2 出生率関数の推定 (20 - 24歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	-0.511355	0.834771	.542
NSPOU	-0.502724	0.843093	.553
MFS	0.285961	0.114462	.014
女性賃金	0.013258	0.078829	.867
賃金格差	-0.229667	0.13704	.097
地価	4.76E-05	7.40E-05	.522
家賃	4.50E-05	1.99E-04	.821
男性学歴	0.039114	0.064401	.545
女性学歴	0.281306	0.107729	.011

Balanced data:NI=47, T= 3, NOB=141
Adjusted R-squared = .275347

表4 - 3 出生率関数の推定 (25 - 29歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	-1.3675	0.652569	.039
NSPOU	-1.29875	0.697421	.066
MFS	-0.134986	0.110031	.223
女性賃金	-0.13559	0.187441	.471
賃金格差	-0.036857	0.388617	.925
地価	-1.23E-04	2.71E-04	.651
家賃	-4.42E-04	7.05E-04	.532
男性学歴	-15.0499	6.66842	.027
女性学歴	19.3974	8.6911	.028

Balanced data:NI=47, T= 3, NOB=141
Adjusted R-squared = .056278

表4 - 4 出生率関数の推定 (30 - 34歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	0.873912	1.71302	.611
NSPOU	0.323203	2.74623	.907
MFS	-0.310892	0.202053	.128
女性賃金	-0.05997	0.148342	.687
賃金格差	-0.066468	0.120639	.583
地価	2.50E-04	3.69E-04	.500
家賃	-1.04E-03	9.27E-04	.263
男性学歴	-27.9075	6.32514	.000
女性学歴	70.738	16.303	.000

Balanced data:NI=47, T= 3, NOB=141
Adjusted R-squared = .151341

表4 - 5 出生率関数の推定 (35 - 39歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	-0.183202	1.4682	.901
NSPOU	0.440699	1.98246	.825
MFS	-0.03855	0.027489	.164
女性賃金	0.010426	0.043547	.811
賃金格差	1.94E-03	0.010301	.851
地価	9.75E-05	1.50E-04	.517
家賃	-4.44E-04	3.33E-04	.187
男性学歴	-11.5058	2.67157	.000
女性学歴	40.5714	9.69536	.000

Balanced data:NI=47, T= 3, NOB=141
Adjusted R-squared = .147920

表4 - 6 出生率関数の推定 (40 - 44歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	-0.513057	0.310112	.102
NSPOU	-0.381322	0.407137	.352
MFS	-7.10E-03	6.38E-03	.269
女性賃金	-0.010888	6.54E-03	.100
賃金格差	3.78E-03	0.011564	.745
地価	1.30E-05	2.29E-05	.572
家賃	-3.51E-05	5.36E-05	.514
男性学歴	-4.7507	0.776694	.000
女性学歴	17.0938	2.78635	.000

Balanced data:NI=47, T= 3, NOB=141
Adjusted R-squared = .211037

表4 - 7 出生率関数の推定 (45 - 49歳)

変数名	係数	標準誤差	P値
PSPOU	-0.020297	0.010962	.068
NSPOU	-0.011069	0.01599	.491
MFS	-1.59E-04	3.50E-04	.650
女性賃金	2.30E-04	3.11E-04	.462
賃金格差	5.59E-04	6.61E-04	.400
地価	4.75E-08	1.11E-06	.966
家賃	-5.21E-06	2.76E-06	.062
男性学歴	-0.077845	0.026833	.005
女性学歴	0.283282	0.100256	.006

Balanced data:NI=47, T= 3, NOB=141
Adjusted R-squared = .110338

3. 経済要因を含む出生率関数を用いた人口予測の信頼区間の計算

次に、前節の出生率関数及び人口予測モデルを用いて人口予測の信頼区間を算出する。出生率関数の推定式自体は線形の推定式であるため、その予測値の信頼区間は、計算により算出が可能である。しかしながら、人口予測モデル全体はコホート要因法を用いた非線形・非連続の体系となっているため、モンテカルロシミュレーションを用いた手法が適切であると判断した。モンテカルロシミュレーションとは、確率シミュレーションの一種であり、乱数により発生させた個別要因の分布から、最終的な予測値の分布を発生させる手法である。

まず、予測に先立って国立社会保障・人口問題研究所の新人口推計を可能な限り再現するモデルを独自に作成した。これは、本稿の目的が経済的要因を用いた新たな予測値を作ることではなく、あくまで不確実性を評価することにあるため、予測値自体は国立社会保障・人口問題研究所の新人口推計を予測のベンチマークとして用いたいからである。これにより、本稿人口予測の信頼区間は、国立社会保障・人口問題研究所の新人口推計値を中心に広がることになる。

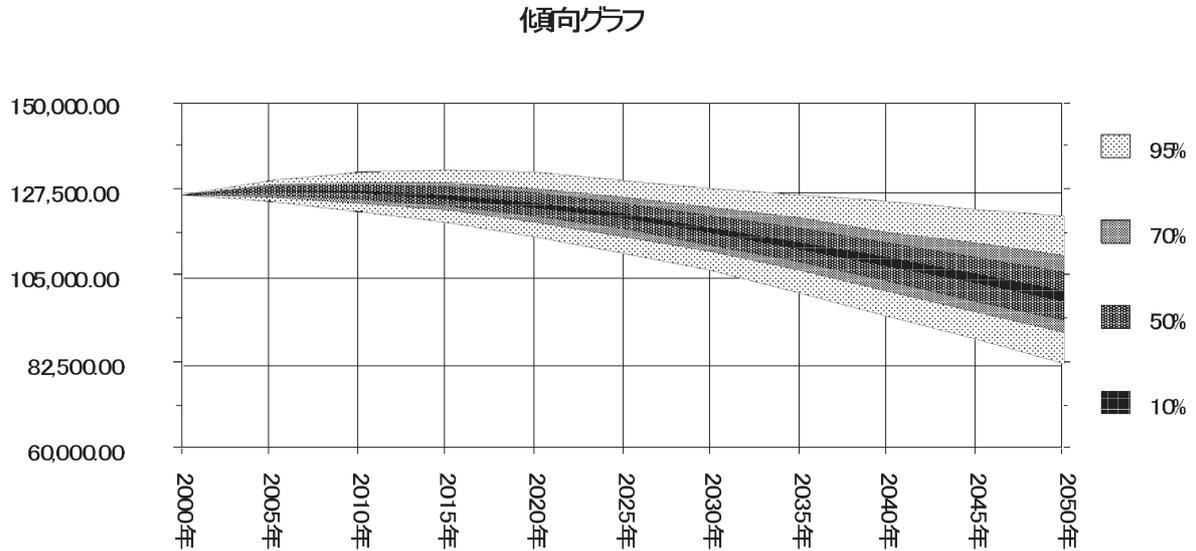
国立社会保障・人口問題研究所の人口予測は、女子の年齢各歳別出生率・合計特殊出生率、年齢別将来生存率、国際人口移動率等の前提となる変数を将来にわたって推定し、それらを元にコホート要因法を用いて将来の年齢別人口系列を作成するという方法をとっている。したがって、前提となる変数について同じ値をとれば、基本的にはまったく同じ人口推計が得られることになる⁴⁾。すでに述べたように、本稿は、国立社会保障・人口問題研究所に代わる新たな予測値を得ることを目的にしているため、これらの変数の将来推計値については、国立社会保障・人口問題研究所(2002)に記載されている数値をそのまま用いている⁵⁾。女子の年齢各歳別出生率については、前節の推定結果から得られる予測値と国立社会保障・人口問題研究所の予測値は当然ながら一致しないが、これは既に述べたように、国立社会保障・人口問題研究所の予測値を中心にするように将来予測値の分布を平行移動させて対応している。

さて、具体的なシミュレーション手続きは次の通りである。まず、女子の年齢各歳別出生率の予測値の分布については、表3の各表から得られた係数値の分散・共分散行列及び誤差項から算出する。推定モデルは階差モデルなので、2000年の女子の年齢各歳別出生率実績値をスタートにして2050年までの予測値分布を発生させると、自己回帰モデルのように将来に向けて予測の信頼区間が拡大してゆく構造となる。次にその予測の中心値のみを国立社会保障・人口問題研究所にあわせて分布を作成しておく。最後に、作成された分布を再度、女子の年齢各歳別に同時に発生させることにより、最終的な人口予測の予測分布を得る。こうして求められた予測値の信頼区間は、図1の通りである。予測値が将来になるほど信頼区間が広がってゆく構造が明確になっている。

4) ただし、本稿では後で用いる年金財政収支シミュレーションと接続するために、年齢を5歳刻みの階級にとっていることもあり、厳密に人口推計値をあわせることができなかったため、調整係数を用いて一致させる処理を行った。

5) 国立社会保障・人口問題研究所の予測手法については、国立社会保障・人口問題研究所(2002)が詳細に公開を行っている。

図1 総人口予測の信頼区間



まず、2025年時点で予測の分布を取り出すと図2、表5の通りであり、95%の信頼区間をとると、2025年の人口予測の幅は111,504千人から130,744千人であり、その差は19,240人である。これは予測の中央値から上下に7.9%ずつ（あわせて15.9%）ずれていることになる。

図2 2025年時点の総人口予測分布

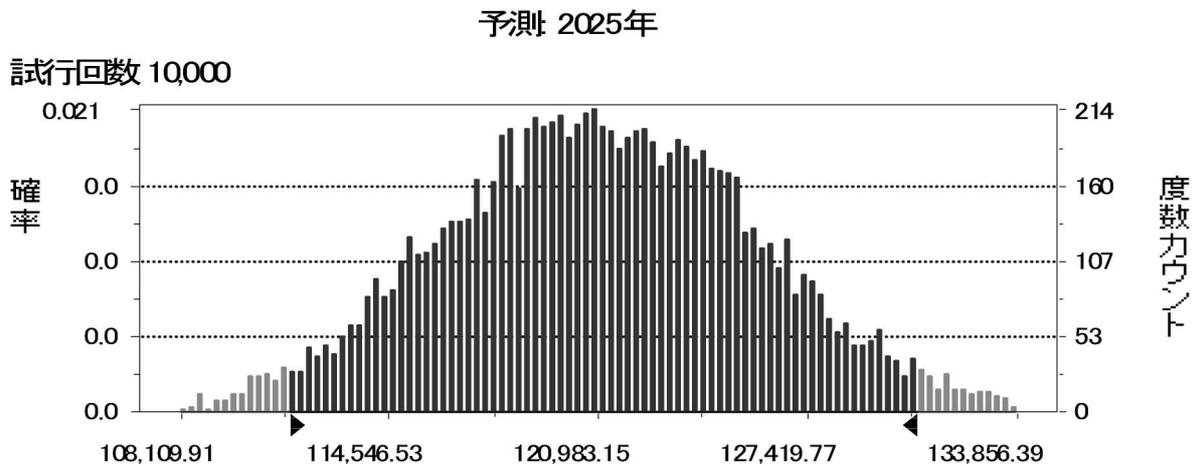


表5 2025年時点の予測分布の代表値

単位:千人			
	下限値	上限値	上限一下限
95%	111,504	130,744	19,240
90%	113,073	129,206	16,133
70%	115,914	126,101	10,188
50%	117,765	124,379	6,614

一方、2050年の人口予測の幅は、同じく95%の信頼区間で、82,480千人から121,384千人であり、その差は38,904千人とかなりの大きさになる（図3、表6）。これは予測の中心値からの乖離が上下に19.1%ずつ（あわせて38.2%）ずれていることになり、2025年時点の倍以上の大きさである。

図3 2050年時点の総人口予測分布

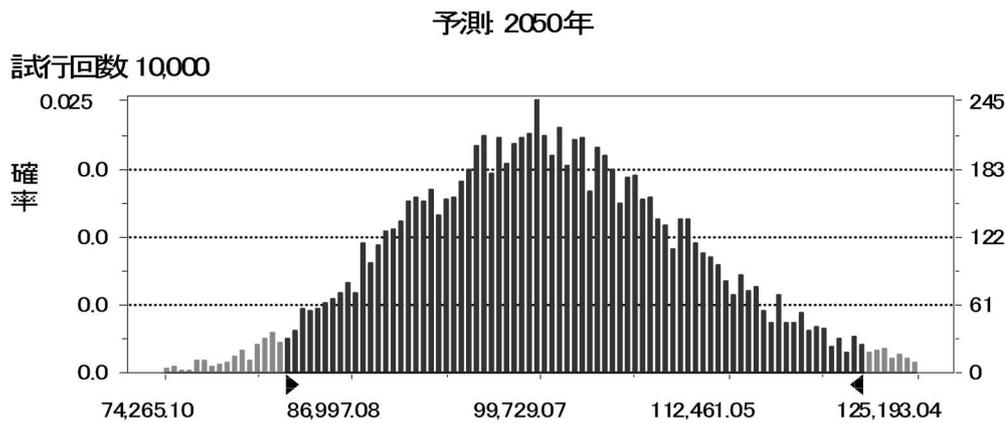


表6 2050年時点の予測分布の代表値

単位:千人			
	下限値	上限値	上限一下限
95%	82,480	121,384	38,904
90%	85,013	117,422	32,408
70%	90,277	110,501	20,224
50%	93,594	106,640	13,046

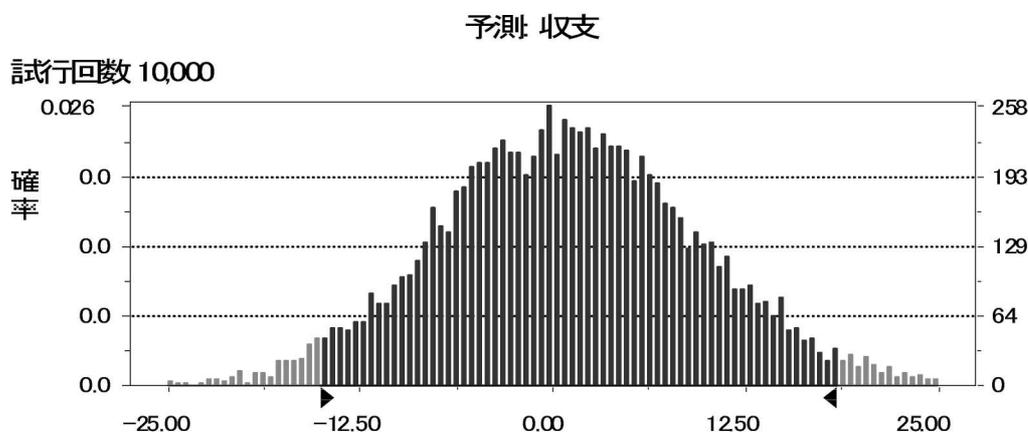
4. 年金収支および保険料率への影響

次に前節で求めた人口予測の信頼区間を用いて、人口予測の厚生年金収支および最終保険料率への影響を試算する。使用するシミュレーションモデルは冒頭で述べたように「日本経済研究センター年金財政シ

ミュレーションモデル」である。人口予測と年金シミュレーションモデルを接続するにあたっては、厚生年金の年齢別加入者数割合（年齢別加入者数/各年齢別人口）が将来に亘って一定であるとの仮定を設けている。各年齢別加入者数に対して、標準報酬月額および予定保険料率が乗じられて保険料収入となる一方、各年金の受給者数に受給額が乗じられて支出となり、その差額が収支となる。一方、最終保険料率に関しては収支が0となるように均衡する保険料率を逆算して求めている。賃金成長率や金利などの想定値は前回の財政再計算のものと同じである。

さて、モンテカルロシミュレーションの手続きは前節と同様であり、アウトプットとして得る変数を2050年時点の厚生年金収支とする。得られた年金収支の分布をみると、図4の通りであり、95%の信頼区間をみると、厚生年金収支は2050年において - 15.20兆円から18.32兆円という幅を持つことになる。

図4 2050年厚生年金収支のシミュレーション



次に、これに対応する保険料率⁶⁾を算出する。金融資産等のリスク評価ではよくValue at Riskという概念が用いられるが、ここでも年金加入者にとって特に関心がある概念は、最悪の場合の「最終保険料率の最高値」もしくは「給付水準の最低値」というValue at Riskであろう。今、95%区間でみた最終保険料率の上限値を、「年金財政シミュレーションモデル」から計算すると、それは30.5%となった（表7）。

表7 保険料引き上げ最悪シナリオ（95%上限）の値

	平成11年財政再計算ベース	新人口予測による再計算(厚労省)	人口予測信頼区間上限95%値
厚生年金最終保険料率	21.6%	24.8%	30.5%
財政再計算との差	—	3.2%	8.9%
新人口再計算からの差	—	—	5.7%

6) 2003年4月、厚生年金保険料率は、これまでの標準報酬月額（月給）ベースのものから、総報酬（年収）ベースへと移行し、政府発表の資料も移行しつつある。本稿で示される保険料率は、従来の標準報酬ベースで試算してあるので注意されたい。

これは、新人口予測によって改訂した最終保険料率からさらに5.7%上昇した保険料率である。これは高々5年の間3.2%（21.6～24.8%）もの最終保険料率上昇が必要になったことを考えると、それほど大きい幅とは言えないだろう。6%程度の上昇幅をみておけば、それ以上の最終保険料率になってしまう可能性は5%しかないことになる。

5. 結語

本稿は、経済的要因を考慮した人口予測の不確実性と、その年金財政に与える影響について試算をした。小椋・ディークル（1992）による出生率の推定を、国立社会保障・人口問題研究所予測を再現したコホート要因法の人口予測に取り込み、モンテカルロシミュレーションを用いた信頼区間の評価を行うと、95%の信頼区間で2050年の人口予測の幅は、82,480千人から121,384千人となった。次に、その結果を日本経済研究センター年金財政シミュレーションモデルに組み込んで、再度、モンテカルロシミュレーションを行うと、最終保険料率は95%信頼区間の最悪のシナリオで30.5%まで上昇するということがわかった。逆にいえば、これ以上の最終保険料率になる可能性は5%以下ということである。したがって、経済的要因を考慮した人口予測を用いることの現実性は十分に高いものと考えられる。ただし留意が必要なのは、本稿により予測の不確実性を考慮した部分はあくまで女子の年齢各歳別出生率のみであり、年齢別将来生存率や婚姻率、国際人口移動率などの不確実性は考慮していない点である。これらを含んだ場合にはさらに不確実性が上昇する可能性もある。対処のためには、さらに大規模なモデルを作成してこれらの要因を全て考慮したモンテカルロシミュレーションを行う必要があるが、これは将来の課題としたい。

さて、冒頭に論じたように、年金をはじめとする社会保障財政への影響が深刻であることから、国立社会保障・人口問題研究所の人口予測の外れに対する批判がかつて無いほどに高まっている。以下では、年金政策に用いるために、国立社会保障・人口問題研究所の将来人口推計が満たさなければならない条件を論じることにしよう。

純粹に人口学的な見地に立てば、人口予測の評価は5年、10年の間に評価できるものではなく、もっと遠い将来において行うべきというのが国立社会保障・人口問題研究所に所属する人口学者の主張である。また、そもそも経済学的な要因は人口予測の範疇外であるとの意見が述べられることもある（国立社会保障・人口問題研究所・社会保障審議会人口部会（2002））。これらは、学問的良心に立った正論であり、確かに傾聴すべきものである。しかしながら、現実には、国立社会保障・人口問題研究所予測は5年単位の年金財政再計算に使われる使命にあるのであるから、学問的な範囲を超えて、年金政策に役立つ予測を（別途）実施しても良いのではないだろうか。少なくとも現在の年金政策に役立たせるには次の条件を満たしている必要があると思われる。

足下の出生率予測をとにかく当てる・・・足下のはずれはその後の年金保険料・給付スケジュールに全面的に影響する。したがって、少なくとも5年後の財政計算までは良く当たっていなければならない。足下5年の予測をはずさないためには、現在ある景気予測（中期予測）などを十分に配慮した経済的要因による予測を行う必要がある。

財政再計算との整合性を持つ・・・厚生労働省の経済や金利などの想定値との整合性を持たなければ

ならない。そのためにも、経済的な要因を織り込んだ人口予測であることが望ましい。

信頼区間の提示を行う・・・人口予測が外れるのは当たり前として、どの程度外れるのかという情報自体が年金政策の立案にとってきわめて重要である。現在の年金不振と呼ばれるものは、将来保険料をどれだけ負担することになるのかわからない、給付をどれだけもらえるかわからないという不安感に根ざしており、それが消費不振（予備的貯蓄）に影響していると言われる。したがって、予測の信頼性・信頼区間を提示することが必要ではないだろうか。その意味で、現在の低位・中位・高位推定は、信頼区間の情報を与えておらず問題である。

次期の年金改正ではスウェーデン方式のように負担を一定として給付を調整する案が採用される可能性が高いが、このような方式では加入者へのリスク転嫁がより鮮明となり、の信頼区間の提示という条件がとりわけ重要になる。本稿で行った信頼区間やValue at Riskの評価手法を用いて、たとえば最悪のシナリオで保険料の上限額はいくらになるのか、最低給付水準はどれくらいになるのかといった情報が与えられれば、あるいは、年金不信感を緩和することが可能になるのではないか。また、政府がその最悪の水準を保障するコミットメントを行うということも政策的選択肢であると思われる。また、信頼区間を提示することにより、小塩（2000）が行ったような賦課方式と積立方式の年金の最適な割合の算出なども可能である。あるいはそもそも人口予測の不確実性があまりに大きい場合には、積立方式への移行を推奨してきた経済学者の主張が覆される可能性すら否定できない。

年金政策のためには、人口予測の外れ自体の評価が重要なのである。

（参考文献）

- 小塩隆士（2000）「不確実性と公的年金の最適規模」『経済研究』（一橋大学経済研究所）Vol.51, No.4 pp.311-320
- 小椋正立・糊沢徹郎（1994）『2020年までの日本人人口予測』日本経済研究センター
- 小椋正立・ロバートディークル（1992）「1970年以降の出生率の低下とその要因-都道府県別・年齢階層別データによるアプローチ」『日本経済研究』No.22
- 川崎一泰（2002）「新人口推計が年金財政に与える影響」『JCER Net News』日本経済研究センター
- 厚生労働省（2002）『新人口推計の厚生年金・国民年金への財政影響について』
- 国立社会保障・人口問題研究所（2002）『日本の将来推計人口（平成14年1月推計）』
- 国立社会保障・人口問題研究所・社会保障審議会人口部会（2002）『将来人口推計の視点 日本の将来推計人口（平成14年1月推計）とそれを巡る議論』ぎょうせい
- 日本大学人口研究所（2002）『日本大学人口研究所人口推計について』
- 八田達夫・小口登良（1999）『年金改革論-積立制に移行せよ-』日本経済新聞社
- 八代尚宏（1999）『少子・高齢化の経済学』東洋経済新報社
- 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子・松谷萬太郎・寺崎泰弘・山岸祐一・宮本正幸・五十嵐義明（1997）「高齢化の経済分析」『経済分析』151号